

Les sources de la qualité de l'éducation : une nécessaire distinction du niveau économique des pays

Nadir ALTINOK¹

IREDU (Institut de Recherche sur l'Éducation)
UMR 5192 CNRS/Université de Bourgogne
Pôle AAFE - Esplanade Erasme - B.P. 26513
F - 21065 Dijon Cedex (France)

Version pour commentaires – Septembre 2006

**Papier présenté au 55^{ème} Congrès de l'Association Française de Science Economique
14 et 15 septembre 2006, Paris.**

Résumé. L'objectif de ce travail est de tester l'existence d'une fonction de production éducative à partir de données issues des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les résultats des estimations avec l'échantillon global d'une part, puis avec distinction selon le niveau économique des pays montrent des différences significatives quant aux relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs. On constate qu'à mesure que le niveau économique des pays s'élève, l'impact des variables financières de l'éducation sur la performance aux tests diminue. Les relations diffèrent également avec la variable taille des classes. Ainsi, les incohérences trouvées dans les analyses antérieures en matière d'estimation de la fonction de production éducative peuvent partiellement être expliquées par la non prise en compte du niveau économique des pays.

Mots clés : Qualité de l'Éducation, Capital Humain, Dépenses Publiques.

Classification J.E.L. : E6, H5, I2.

¹ Correspondance électronique : Nadir ALTINOK (nadir.altinok@u-bourgogne.fr). L'auteur tient à remercier Jean Bourdon (IREDU, CNRS, Université de Bourgogne), Claude Diebolt (BETA, CNRS, Université Louis Pasteur Strasbourg), Marc Gurgand (PSE, CNRS), Francis Kramarz (CREST, INSEE), François Leclercq (DIAL, Université Paris I, Unesco), Katharina Michaelowa (IP, Université de Zurich), Marie-Claude Pichery (LEG, CNRS, Université de Bourgogne) et Alain Trannoy (EHESS) pour leur aide dans l'amélioration de ce travail.

Les sources de la qualité de l'éducation : une nécessaire distinction du niveau économique des pays

1. INTRODUCTION

Ce travail a pour objectif d'expérimenter l'existence ou non d'une fonction de production de l'école en effectuant des comparaisons internationales, basées sur les résultats tirés des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Ainsi, il s'inscrit dans la lignée de travaux de comparaisons internationales basés l'explication comparée des performances éducatives par des variables de ressources et d'organisation scolaires. L'existence d'une fonction de production de l'école suppose d'emblée la possibilité d'édicter des relations stables entre les ressources allouées à l'éducation (*inputs* éducatifs) et les performances des élèves (*outputs* éducatifs).

Les écoles peuvent être considérées comme des unités de production du côté de l'offre, mais, à quelques exceptions près, elles ne sont pas des institutions à but lucratif. Penser les écoles comme productrices du service d'éducation conduit à l'analyse en termes de *fonction de production éducative* (FPE). Pritchett et Filmer (1999) montrent que l'analyse du système éducatif en terme de FPE nécessite des modifications par rapport à l'analyse classique de l'entreprise. Ils proposent l'idée que les écoles soient traitées comme des organisations qui tentent de maximiser une valeur ajoutée, qui pourrait être par exemple l'acquisition par les élèves d'un socle de connaissances, le tout sous la contrainte de leur budget. De manière générale, l'*output* de la FPE peut être mesuré comme un niveau de compétence observé à travers les enquêtes sur les acquis des élèves.

Les analyses récentes sur les différences internationales, en matière de croissance économique, ont mis en avant le rôle du capital humain. Les études de comparaison internationale ont montré que de nombreuses variables éducatives étaient un facteur déterminant de la croissance du PIB par tête des pays (Barro, 1991 ; Mankiw *et al.*, 1992). Cependant, les problèmes de données ont apporté de nombreuses limitations à ces études : les variables éducatives, telles que les taux de scolarisation ou le nombre moyen d'années scolaires sont des indicateurs imprécis de la mesure du capital humain (Benhabib et Spiegel, 1994 ; Gurgand, 2000 ; Pritchett, 2001). En cela, ils sont davantage une mesure quantitative de l'affectation à l'éducation qu'une mesure des compétences acquises dans la formation initiale.

De façon conceptuelle, la qualité de l'éducation peut être mesurée par la performance des élèves. Deux indicateurs de la qualité de l'éducation peuvent être utilisés. Tout d'abord, la valeur qualitative peut être mesurée par la performance sur le marché du travail, tels que les gains supplémentaires obtenus, au sens du modèle de Mincer, ou les politiques d'embauche des travailleurs qualifiés. Un autre indicateur peut être les résultats des élèves aux tests internationaux de compétences en mathématiques, sciences et lecture. Dans le cadre de ce travail, nous choisissons cette deuxième voie. Plusieurs études, au niveau des individus, ont déjà montré que les résultats d'enquêtes de compétences cognitives sont de bons indicateurs des revenus futurs des élèves (Boissiere, Knight et Sabot, 1985 ; Birshop, 1989, 1992 ; Moll, 1998). D'autres études, plus d'essence macroéconomique, montrent également que les résultats à ces tests de compétences sont fortement corrélés avec la performance économique

des pays. Par exemple, Hanushek et Kimko (2000) et Barro (2001) trouvent que les résultats aux tests d'élèves en mathématiques et en sciences sont corrélés positivement avec la croissance économique du PIB par habitant dans les régressions de comparaison internationale. La qualité de l'éducation peut ainsi être un important composant du capital humain.

Dans ce travail, nous tentons de déterminer les facteurs expliquant la qualité de l'éducation, mesurée à partir de résultats comparables aux tests internationaux sur les acquis des élèves. L'apport principal de cette présente étude est la taille de l'échantillon de pays pour lesquels nous disposons de données, ce qui nous confère la possibilité de distinguer les pays selon leur niveau économique et ainsi de vérifier s'il n'existe pas de fonction de production éducative différente pour chaque niveau. Par la même, les incohérences trouvées dans les précédentes études pourraient s'expliquer par une raison partielle : la non prise en compte du niveau économique des pays dans l'estimation de la fonction de production éducative ; à chaque niveau de développement pourrait correspondre une technologie donc une fonction de production différente..

Dans la section 2, nous présentons une revue de littérature des principales estimations existantes de la fonction de production éducative. Puis, nous détaillons la méthodologie utilisée pour construire nos données sur la qualité de l'éducation (que nous appelons "indicateurs qualitatifs du capital humain" ou IQCH) et les autres indicateurs d'*inputs*. La section 4 présente la modélisation effectuée et les principaux résultats obtenus. La section 5 conclut et la section 6 reprend en annexe les données principales de l'étude.

2. REVUE DE LITTÉRATURE

Bien que de nombreuses études aient estimé la relation entre les niveaux des tests d'acquis des élèves et les inputs éducatifs, celles-ci sont le plus souvent basées sur des analyses microéconomiques. Les comparaisons internationales sont rares et difficiles, car les données homogènes actuellement disponibles manquent.

Deux études principales (Hanushek et Kimko, 2000 ; Lee et Barro, 2001) ont été menées sur la relation entre variables éducatives et résultats aux tests sur des données agrégées. Par la suite, Al Samarrai (2002) a effectué une revue de littérature tout en apportant des résultats supplémentaires. Sans tester sur des données d'enquêtes, Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999) ont montré la nécessité de distinguer les pays selon leur niveau économique dans l'estimation de la FPE. Enfin, Hanushek et Luque (2003) ont approfondi les analyses issues de Hanushek et Kimko (2000). On pourra retrouver une revue de littérature plus complète dans Leclercq (2005) et Al Samarrai (2002). Nous avons résumé les résultats des principales estimations de la FPE dans les tableaux 7.3 et 7.4 en annexe.

Hanushek et Kimko (2000) ont construit une base de données internationale des résultats aux tests d'acquis des élèves, pour un échantillon de 39 pays (voir pour la méthodologie, Hanushek et Kim, 1995). Ils ont pris en compte les résultats aux tests internationaux issus de l'IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) et de l'IAEP (International Assessment of Educational Progress). Les tests utilisés sont ceux datant de

1965, 1970, 1981 et 1985 (IEA), 1988 et 1991 (IAEP) pour respectivement 11, 17, 17, 17, 17, 6 et 19 pays. 39 pays ont y participé au moins une fois, tandis que les Etats-Unis et la Grande-Bretagne ont participé à l'ensemble des six séries de tests. En utilisant 67 à 70 observations dans une régression de comparaison internationale, ils soulignent que les mesures conventionnelles de l'éducation (tels que la taille des classes au niveau primaire, les dépenses publiques par élève ou encore la part du PIB allant aux dépenses éducatives) n'ont pas d'effet significatif sur les résultats atteints aux tests internationaux. Par la suite, Hanushek et Kimko effectuent une analyse en terme de moyenne sur la période 1965-1991 afin de vérifier l'impact des variables scolaires sur l'indicateur de qualité de la force de travail qu'ils ont compilé à partir des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Ils concluent que les ressources scolaires sont une nouvelle fois non corrélées à la qualité de l'éducation.

Lee et Barro (2001) ont recherché les déterminants de la qualité de l'école dans une base de données de panel qui inclut des mesures d'inputs et d'outputs de l'éducation pour un plus grand nombre de pays. Les auteurs ont pris en compte les résultats en mathématiques, sciences et lecture² pour les élèves d'âges différents issus des mêmes enquêtes que Hanushek et Kimko, et ce, pour plusieurs années allant de 1964 à 1991. Ainsi, ils ont construit une base de données de panel de 214 observations, en combinant les résultats aux tests avec des variables d'inputs. Ils basent leur étude sur leur travail antérieur relatif à une base de données sur la quantité et la qualité de l'éducation entre 1960 et 1990, avec un intervalle de 5 ans entre chaque donnée (Barro et Lee, 1996). Cette base de donnée inclut à la fois des données de scolarisation par genre de la population âgée de 15 ans et plus, et des indicateurs de qualité de l'éducation (taille des classes, dépenses par élève, rémunération des maîtres, taux de redoublement, taux d'abandon scolaire, chaque variable étant disponible pour le primaire et le secondaire, sauf la rémunération des maîtres et le taux d'abandon renseignés uniquement au niveau primaire). En contraste avec Hanushek et Kimko, ils montrent que les ressources scolaires, y compris la rémunération des enseignants, ont un impact significatif sur les tests de compétence : tandis que la taille des classes a un impact négatif et significatif sur la réussite aux tests. Par ailleurs, l'utilisation du taux de redoublement et du taux d'abandon scolaire comme variables alternatives de la qualité de l'école montre une relation positive entre la taille des classes et chacune de ces deux variables. Dans deux régressions sur quatre, la rémunération des enseignants est corrélée négativement et significativement avec la qualité du capital humain.

Al Samarrai (2002) effectue une revue de littérature concernant les relations entre les ressources scolaires et la performance éducative. Il en déduit qu'il n'y a pas de relation claire entre ces deux variables : tandis que certaines études tendent plus à confirmer les conclusions de Hanushek et Kimko (Colclough et Lewin, 1993 ; Schultz, 1995), d'autres confirment celles de Lee et Barro (Gupta *et al.*, 1999 ; Woessmann, 2000), tandis que d'autres ont des résultats contradictoires (McMahon, 1999; Al Samarrai, 2002). Le travail d'Al Samarrai utilise les données de 1996 issues de l'UNESCO. Il reprend des variables quantitatives (taux brut et net de scolarisation au primaire) et des approximations de la qualité de l'éducation (taux de survie au grade 5 et taux de rétention à l'école primaire). Son échantillon comprend respectivement 90, 79, 69, 33 observations, du fait de disponibilités variantes de données selon les variables expliquées. Les variables explicatives incluent les dépenses publiques à l'éducation primaire, en pourcentage du PNB, les dépenses éducatives par élève, la taille des classes à l'école primaire et d'autres variables de contrôle (coefficients de Gini, PNB par habitant, taux

² Pour simplifier l'expression nous avons conservé l'intitulé lecture en parallèle de celui de « reading » utilisé dans les enquêtes. De fait, cette composante lecture doit plus se comprendre comme un indicateur de la qualité des apprentissages de langue d'enseignement puisqu'elle comporte des épreuves de compréhension orale, de vocabulaire et d'expression écrite.

d'urbanisation, proportion de musulmans, indicatrices régionales). Les régressions selon la méthode des moindres carrés ordinaires suggèrent des relations non significatives ou "incohérentes", résultats qui sont confirmés par des spécifications alternatives et des modes de régressions plus techniques.

Gupta *et al.* (1999) examinent l'impact des dépenses publiques à l'éducation et à la santé. L'originalité de leur étude est de prendre en compte 50 pays en développement et en transition, là où les autres études se concentrent souvent sur les pays développés. N'utilisant pas de résultats aux tests de compétence, ils basent leur mesure de la qualité de l'école sur les taux de scolarisation et de rétention des élèves jusqu'au grade 4 du niveau primaire, qu'ils considèrent comme une approximation de la complétude scolaire. Leurs résultats montrent que la dépense totale en éducation possède un faible effet sur la rétention, mais que la part des dépenses éducatives allant au primaire et au secondaire dans les dépenses totales a un impact significatif et positif sur celle-ci.

L'étude de Hanushek et Luque (2003) prend appui sur celle de Hanushek et Kimko (2000). Les auteurs utilisent les données des enquêtes IEA, notamment l'enquête TIMSS (The Third International Math and Science Survey), de 1995 pour plus de 40 pays, et pour des élèves âgés de 9, 13 et 17 ans. Hanushek et Luque examinent les déterminants de l'achèvement scolaire en se basant sur les réussites moyennes par classe aux tests de mathématiques pour les élèves de 9 et 13 ans, en extrayant deux échantillons de 300 observations pour chaque pays. Pour chaque groupe d'âge, ils estiment des régressions de tests de compétences expliqués par diverses variables scolaires et familiales. Ils basent leur réflexion sur la comparaison entre les variables qui ont un impact significatif ou non, positif ou non sur la réussite aux tests de compétence. Les résultats montrent que tous les coefficients associés avec les caractéristiques scolaires sont non significatifs, et partagés entre des impacts positifs ou négatifs. Seuls deux et trois pays pour les élèves de 9 et 13 ans, respectivement, montrent des résultats cohérents et significatifs entre l'achèvement et la taille des classes. Pour autant, aucun pays ne démontre de relation positive et significative entre l'achèvement et l'éducation des enseignants ou leur expérience. Ce constat fort montre la difficulté d'estimer une fonction de production d'école en dehors du contexte socio-économique où évolent les élèves.

L'objectif de ce travail est de construire une nouvelle base de données sur des indicateurs éducatifs et de vérifier l'existence ou non d'une fonction de production éducative ; ceci en utilisant des enquêtes plus récentes que celles utilisées par Hanushek et Kimko (2000) et Lee et Barro (2001). Par ailleurs, notre échantillon regroupe davantage de pays à revenus intermédiaires et faibles que la plupart des échantillons antérieurs. En effectuant des estimations, d'une part, avec l'échantillon global puis, d'autre part, avec distinction selon le niveau économique des pays, on pourrait vérifier si les relations trouvées dans l'estimation de la fonction de production éducative générale persistent ou non avec séparation selon les groupes de pays. Peut-on dégager des relations stables entre *inputs* éducatifs et *outputs* éducatifs ? Existe-t-il des différences significatives selon le niveau économique des pays ?

Les résultats montrent que l'hypothèse d'une fonction de production éducative est en partie démontrée lorsque l'on utilise l'échantillon global : les variables familiales (niveau économique des parents, éducation des parents) jouent dans un sens positif sur l'échantillon global. Les variables financières de l'éducation (dépenses éducatives par élève, rémunération des enseignants) ont également un impact sur la performance aux tests. Dans les estimations avec effets aléatoires, la seule variable d'organisation scolaire utilisée (à savoir la taille des classes) n'a pas d'impact sur l'échantillon global. Cependant, la mesure quadratique de cette variable semble souligner des différences d'effets selon l'amplitude de la taille des classes.

Afin de vérifier que les relations trouvées ne sont pas dues uniquement à des variations inter pays, nous procédons à une estimation avec effet fixe. Suite à cette estimation, la plupart des variables restent significatives, ce qui montre que les relations trouvées sont également intra pays. Par ailleurs, notre étude tente de vérifier la possible endogénéité d'une variable (dont celle du revenu), le test de Hausman renvoyant à une exogénéité de celle-ci. Il aurait été intéressant de tester les autres variables, mais faute d'instruments, cela a été impossible.

La distinction établie selon le niveau économique souligne des différences significatives quant aux relations entre *inputs* et *outputs* éducatifs. On démontre notamment qu'à mesure que le niveau économique des pays s'élève, l'impact des variables financières de l'éducation sur la performance aux tests diminue. Par ailleurs, l'effet de la taille des classes diffère selon que l'on se trouve dans un pays à revenus élevés ou un pays à revenus intermédiaires³. Ainsi, les incohérences trouvées dans les analyses antérieures peuvent notamment être expliquées par la non prise en compte du niveau économique des pays. Pour autant, il subsiste une part essentielle de la qualité de l'éducation qui n'est pas expliquée dans les spécifications et qui peut notamment renvoyer à l'importance de l'organisation pédagogique, très difficile à mesurer économétriquement parlant.

3. DONNEES ET METHODOLOGIE

Les indicateurs qualitatifs du capital humain (IQCH) peuvent être considérés comme une alternative aux variables strictement quantitatives de l'éducation, comme les taux de scolarisation. Les études de Hanushek et Kimko (2000) et Lee et Barro (2001) ont déjà entrepris ce genre de prise en compte. Il s'agit à proprement parler de *quantifier* sur une échelle de 0 à 100 la *qualité* de l'éducation, plus précisément les taux de réussites d'échantillons représentatifs d'élèves de divers pays à des enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Nous prenons en compte 7 différentes enquêtes internationales sur les acquis des élèves. Les données ont été prises dans Lee et Barro (2001) pour les enquêtes antérieures à 1995 et dans les rapports officiels pour les autres enquêtes (voir le tableau 7.2 pour la présentation des enquêtes). Ci-dessous, nous présentons la méthodologie générale. Pour une présentation détaillée, voir Altinok et Murseli (2006).

La méthode utilisée se base sur la prise en compte des pays qui participent à plusieurs enquêtes simultanément et par le biais de leurs résultats, nous procédons à un ancrage des enquêtes les unes avec les autres. La base de données obtenue est en forme de panel et s'étend entre 1964 et 2005. Nous procédons à une compilation de l'ensemble des enquêtes relatives à la mesure des acquis des élèves aux niveaux primaire et secondaire. Nous avons deux groupes d'enquêtes : celles où les Etats-Unis ont participé et qui permettent un ancrage avec une enquête spécifique (série d'enquêtes A) et celles où les Etats-Unis n'ont pas participé (série B). Pour la première série d'enquêtes A, nous utilisons un ancrage sur une enquête américaine NAEP (National Assessment of Educational Progress) comme cela a été fait dans Hanushek et Kimko (2000). Le NAEP a été le principal instrument de mesure des acquis des élèves américains depuis 1969. L'IAEP (International Assessment of Educational Progress) est l'équivalent international du NAEP. Ainsi, la procédure d'évaluation est basée sur les *curricula* américains. A des périodes différentes depuis 1970, les élèves des Etats-Unis âgés de 9, 13 et 17 ans ont été questionnés sur leur acquis en sciences et en mathématiques. Ces tests peuvent donner une mesure de référence absolue pour le niveau des acquis des Etats-

³ Ce qui nous renvoie aussi à l'un des « serpents de mer » de l'économie : le lien entre croissance et inégalité qu'il serait vain d'aborder ici.

Unis. Afin de collecter à la fois les données des enquêtes IEA et IAEP, Hanushek et Kimko (2000) ont utilisé les résultats des Etats-Unis comme doublons. Ils ont ainsi modifié la moyenne des enquêtes de l'IEA afin de l'égaliser avec celles de NAEP qui leur étaient les plus proches (en terme d'âge, d'année et de domaine de compétence). A la différence de Hanushek et Kimko, afin d'obtenir des indicateurs comparables avec ceux obtenus de la série B, nous n'avons pas pondéré les scores, une seconde fois, par les erreurs de mesure. Pour la série d'enquêtes B – celles où les Etats-Unis n'ont pas participé – nous avons procédé à un ancrage des enquêtes sur les résultats de pays qui ont participé à au moins deux enquêtes différentes. Au final, nous obtenons 56 séries d'enquêtes pour tous les groupes d'âge (9, 10, 13, 14, 15 et dernière année du secondaire). Afin d'avoir des données comparables dans le temps et des variables éducatives correspondantes, nous n'avons pas pris en compte les séries d'enquêtes pour les élèves dans leur dernière année au secondaire et les pré-tests pour l'enquête PASEC⁴, ce qui réduit le nombre d'enquêtes à 42 séries. Dans une dernière étape, étant donné que certaines séries concernent approximativement la même année et le même niveau d'études (primaire ou secondaire), le regroupement de celles-ci conduit au final à 26 séries d'enquêtes qui s'étalent entre 1964 et 2005 et pour trois domaines de compétences (mathématiques, sciences et lecture). L'ensemble des enquêtes utilisées et les informations principales relatives à celles-ci sont résumées dans le tableau 6.2.

Au-delà des variables qualitatives sur l'éducation construites et expliquées ci-dessus, nous avons également utilisé un ensemble de variables éducatives et économiques afin d'estimer la fonction de production de l'école. Pour les données allant de 1960 à 1990, la base de données de Barro et Lee (1996) a été mobilisée. Il s'agit des variables suivantes : le salaire des enseignants du primaire exprimé en pourcentage du PIB par tête (variable *SHSALP*), la taille des classes au niveau primaire et secondaire (variables *TEAPRI* et *TEASEC* respectivement pour la taille des classes au niveau primaire et au niveau secondaire), les dépenses publiques à l'éducation selon le niveau éducatif par élève en pourcentage du PIB par tête (variables *SHPUUP* et *SHPUPS*, respectivement pour le primaire et le secondaire). Etant donné que ces données ne sont disponibles que jusque 1990, nous avons procédé à une actualisation de celles-ci avec notamment les données issues de l'UNESCO et de la Banque mondiale (voir Unesco, 2004, 2005 et World Bank, 2002). Concernant la variable *SHSALP*, nous avons procédé à une estimation à partir des données disponibles dans les bases de l'UNESCO et ensuite complété les données manquantes à partir de World Bank (2002). Nous avons calculé la part du salaire des enseignants dans le PIB par tête des pays en divisant la somme totale versée aux enseignants pendant une année par le nombre d'enseignants pendant l'année considérée. En faisant le rapport avec le PIB par habitant, nous avons ensuite obtenu la variable *SHSALP*. Les variables de dépenses publiques à l'éducation par élève ont été actualisées à partir des données extraites de l'Institut Statistique de l'Unesco : il s'agit des dépenses publiques à l'éducation par élève en % du PIB par habitant, déclinées selon le niveau scolaire correspondant. La variable concernant le nombre moyen d'années scolaires des personnes âgées de 25 ans ou plus (variable *ADEDU*) a été extraite de Barro et Lee (2000). Comme l'échantillon de pays disponibles sur cette base de données est assez réduit, nous avons approximé la variable *ADEDU* par l'espérance d'années d'études qui est disponible dans les bases de l'Unesco (voir Unesco, 2004 et 2005). En effet, ces deux variables sont extrêmement liées par un effet de retard : en règle générale, l'espérance d'années d'études des jeunes est plus élevée que celle des adultes car la première variable prend en compte les évolutions en matière de scolarisation des jeunes. Enfin, les données relatives au PIB par tête (variable *GDPPC*) ont été extraites de Heston *et al.* (2002).

⁴ Contrairement aux autres séries, le PASEC suit la logique de valeur ajoutée, mesurée entre un pré test et un post test, aux extrémités de l'année scolaire.

4. MODELE ET RESULTATS

Cette section tente d'estimer la fonction de production de l'éducation. Dans le premier paragraphe, nous procédons à une estimation générale. Le paragraphe suivant distingue le niveau éducatif. Enfin, nous distinguons les pays selon leur niveau économique.

4.1. Estimation générale

Nous avons estimé la fonction de production de l'école à partir des indicateurs qualitatifs de capital humain (*IQCH*). La fonction de production de l'école compte des indicateurs d'*inputs* et des indicateurs d'*output*. Etant donné que nous utilisons la base de données de Barro et Lee (1996), nous reprenons les mêmes variables dans l'estimation de la FPE. Nous n'avons pas repris le temps scolaire dans l'année considérant que cette variable est très difficile à mesurer, notamment pour les pays à revenus faibles.

Les facteurs familiaux considérés sont le logarithme du PIB réel par habitant (*GDPPC*), vu ici comme une approximation du revenu des parents et le logarithme du nombre moyen d'années scolaires effectuées par les adultes de 25 ans et plus (*ADEDU*), variable considérée comme reflétant le niveau scolaire des parents dans une optique macro-économique. Les mesures des ressources scolaires sont la taille des classes (*TEAPRI*, *TEASEC*), la part des dépenses publiques à l'éducation par élève dans le PIB (*SHPUUP*, *SHPUPS*), la part du salaire des enseignants du niveau primaire dans le PIB par tête (*SHSALP*).

La fonction de production de l'école, qui décrit les niveaux de compétence en rapport aux *inputs* pour un échantillon de pays, peut être représentée comme suit :

$$Q_{ijt} = \alpha_{ijt} + \beta_1 * F_t + \beta_2 * R_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

où Q_{ijt} désigne les résultats aux tests du domaine i (mathématiques, science et lecture) pour les groupes d'âges j (9 ou 10 ans d'une part et 13 ou 15 ans d'autre part) ; F_t désigne les facteurs familiaux à l'année t (*GDPPC*, *ADEDU*) ; R_t désigne les ressources scolaires (*TEAPRI*, *TEASEC*, *SHPUUP*, *SHPUPS*, *SHSALP*) et ε_{ijt} désigne l'erreur. Toutes les variables explicatives à l'exception de la taille des classes sont log-linéarisées.

La méthode économétrique utilisée est d'abord celle des moindres carrés quasi-généralisés, avec précisément l'application relative à Zellner (1962) dans le cadre d'un système d'équations où les écarts aléatoires sont corrélés entre les différentes équations. Cette méthode s'appelle modèle SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*). Nous avons appliqué cette méthode pour différencier la base de données selon la nature des compétences (mathématiques, sciences, lecture) et permettre ainsi la possibilité d'erreurs différentes selon le domaine de compétence et l'année considérée. En effet, l'estimation par une méthode de panel permettrait de différencier les erreurs pour chaque série d'enquêtes, mais supposerait qu'elles sont indépendantes. Par la suite, afin de contrôler l'hypothèse de variations intra pays,

nous procédons à une estimation à effets fixes. Effectivement, il se pourrait que les relations trouvées ne se rapportent qu'à des différences entre les pays. Enfin, nous testons l'idée d'endogénéité de la variable revenu, pouvant potentiellement biaiser les coefficients, via la méthode des variables instrumentales.

Cette base de données de panel est non cylindrée du fait de la différence d'observations selon les années et il contient environ 490 observations directement exploitables avec les *inputs* éducatifs. Comparativement à l'analyse de Lee et Barro qui ne prenait en compte que 214 observations et un nombre très limité de pays à revenus intermédiaires et faibles, notre base de données prend en compte une hétérogénéité plus importante et peut ainsi dégager des résultats contradictoires avec ceux trouvés dans les études antérieures.

Le tableau 6.5. présente les principaux résultats de la FPE avec l'ensemble des compétences et l'ensemble des pays de l'échantillon. Nous avons contraint les coefficients à être égaux dans chacun des domaines de compétences. Nous avons notamment contraint dans un premier temps les coefficients des variables éducatives aux niveaux primaire et secondaire à être égaux. Cette hypothèse est relâchée dans le paragraphe 4.3. Ci-dessous, nous discutons des principales conclusions.

Variables familiales. En théorie, les facteurs familiaux affectent non seulement la probabilité de scolarisation, mais aussi le niveau d'apprentissage de l'élève à l'école (Lockheed *et al.*, 1991, p.73). Un certain nombre d'études ont montré que les facteurs familiaux et socioéconomiques ont des impacts plus importants sur la réussite scolaire que les ressources éducatives (Hanushek, 1986, 1995). Les trois variables clés des facteurs familiaux sont le revenu des parents, l'éducation des parents et l'activité du père (Psacharopoulos et Woodhall, 1985, p.114).

- *Niveau économique des parents (GDPPC).* L'impact du niveau économique moyen des parents sur les résultats aux tests est positif et significatif (coefficient 1,906 ; erreur-type 0,406). Ainsi, le niveau de richesse économique des parents – vu ici comme le niveau de richesse économique des pays – a un effet positif et significatif sur la réussite aux tests de compétences.
- *Education des parents (ADEDU).* Le coefficient relatif à l'éducation des parents, mesuré par l'espérance d'années d'études des personnes de plus de 25 ans est positif et significatif (coefficient 5,242 ; erreur-type 0,778). Cela confirme que la réussite d'un élève est conditionnée par le capital humain de ses propres parents. Nous considérons ici l'espérance d'années scolaires des adultes comme étant une approximation de l'éducation des parents, mais elle peut également représenter le niveau de compétence des enseignants.

Variables de ressources scolaires. Nous avons également considéré, dans notre régression, trois mesures de coûts de l'éducation – la part du salaire moyen des enseignants du primaire dans le PIB par tête, les dépenses publiques en éducation en % du PNB (déclinés selon le niveau éducatif) et la taille des classes au primaire. Le salaire des enseignants et le niveau d'éducation de ceux-ci peuvent être des indicateurs de qualité de l'enseignement ; même si le poids des normes et règles locales peuvent ici induire des effets de structure. Des revenus élevés peuvent attirer les enseignants les plus qualifiés et les plus aptes à éduquer les élèves. De nombreuses études montrent que la qualité de l'enseignement a un fort impact sur la réussite des élèves (Summers et Wolfe, 1977 ; Card et Krueger, 1992 ; Goldhaber et Brewer, 1999).

Le niveau des dépenses éducatives est supposé posséder un effet positif sur la performance des élèves. Une grande partie des dépenses éducatives sont consacrées à la rémunération des enseignants. Le reste va en général aux autres domaines, tels que les fournitures scolaires. En effectuant une revue de littérature, Fuller (1986) confirme l'hypothèse d'un effet positif. Pour autant, d'autres études comme Hanushek (1986, 1995, 2003), montrent que les dépenses éducatives ont un impact très faible sur la réussite scolaire.

- *Salaire des enseignants (SHSALP)*. Le salaire des enseignants a un effet négatif et significatif à 1 % sur la réussite aux tests internationaux (coefficient -1,770 ; erreur-type 0,555). Ce résultat peut sembler surprenant, mais l'introduction de pays en développement explique certainement ce résultat : en effet, les pays les plus pauvres (surtout ceux d'Afrique Subsaharienne) ont tendance à rémunérer (relativement à leur PIB par tête) davantage leurs enseignants que les pays les plus riches. Ce point est analysé dans le paragraphe 4.4.
- *Dépenses éducatives (SHPUPP, SHPUPS)*. L'indicateur de dépenses éducatives – mesuré par la part des dépenses publiques à l'éducation par niveau scolaire et par élève dans le PIB par tête – a un effet positif et significatif sur les résultats dans les enquêtes internationales (coefficient 1,735 ; erreur-type 0,512).

En théorie, la taille des classes a une relation négative avec les résultats aux tests, car les élèves peuvent apprendre plus vite en ayant davantage d'interactions avec les enseignants dans les classes réduites. Pour autant, certaines pratiques d'enseignants peuvent être plus efficaces avec des classes nombreuses (comme les classes multigrades où différents niveaux éducatifs sont regroupés dans une même classe, permettant la possibilité d'interactions inédites entre élèves). Certaines études montrent les aspects positifs des classes réduites. Glass et Smith (1979), et Glass *et al.* (1982) montrent qu'en regroupant la plupart des analyses sur la taille des classes, plus celle-ci est petite plus grande est la réussite scolaire. Angrist et Lavy (1999) et Picketty (2004) confirment l'hypothèse selon laquelle l'effet taille de classe est significatif sur la réussite scolaire. Pour autant, d'autres auteurs tels que Hoxby (1998) et Hanushek (1999), en effectuant une revue de littérature, soulignent que la taille des classes n'a pas d'effet significatif sur la performance scolaire. Ici toutefois il faut rester très prudent compte tenu des validations différentes que la question soient abordée sur données macro ou micro.

- *Taille des classes (TEAPRI, TEASEC)*. L'analyse de l'impact de la taille des classes semble souligner que la taille des classes n'a pas d'effet significatif sur la réussite aux tests de compétence. En effet, le coefficient de la taille des classes est négatif mais non significatif (coefficient -0,055 ; erreur-type 0,038). Cette variable est difficile à interpréter tant que l'on ne dispose pas d'un indicateur de dispersion intra pays de la taille des classes. En effet, l'analyse de comparaison internationale effectuée ici prend comme hypothèse que la taille des classes reste identique à l'intérieur de tous les pays. En soi, il serait intéressant de tester la variabilité de la taille des classes sur le niveau de compétence des élèves, mais ce type d'indicateur n'est malheureusement pas disponible. Pour autant, nous avons tenté de voir si l'effet taille de classe n'était pas davantage quadratique que linéaire : l'estimation de la colonne (2) prend en compte cette hypothèse. Il en ressort que la taille des classes est reliée significativement lorsque l'on introduit sa variable quadratique : il existerait donc un seuil au-delà duquel la taille des classes a un effet positif à celui habituellement constaté (seuil de 35 élèves). On peut expliquer ceci par l'existence de différences importantes dans la taille des classes entre les pays : tandis que la taille des classes est assez faible pour les pays développés (moyenne de 16 élèves au primaire et 13 élèves au secondaire), elle est

très élevée pour les pays à revenus faibles (moyenne de 42 élèves au primaire et 26 élèves au secondaire). Par conséquent, il pourrait exister des effets contradictoires qui sont ici soulignés par la forme quadratique. On analysera ce point dans les paragraphes 4.3. et 4.4.

Par la suite, nous avons estimé le même modèle en introduisant cette fois-ci une variable relative au taux de croissance moyen des économies entre 1960 et 2000, soit environ la période couverte par la base de données sur les *IQCH*. Dans la colonne (3), l'introduction de cette variable est positive et significative : cela peut notamment s'interpréter comme l'hypothèse d'un certain rattrapage des pays en retard de développement. Toutes choses étant égale par ailleurs, les pays connaissant de fortes croissances entre 1960 et 2000 disposent d'une qualité de leurs systèmes éducatifs plus élevée que les autres pays.

4.2. Prise en compte des effets fixes et de l'hypothèse d'endogénéité

Les estimations reportées dans le tableau 6.5. sont des estimations avec effets aléatoires, qui permettent au terme d'erreur d'être corrélé à travers le temps pour un pays donné. Ainsi, les relations trouvées pourraient uniquement refléter des différences d'allocation entre grands groupes de pays, ou encore entre les pays eux-mêmes (*between effects*).

Dans la colonne (1) du tableau 6.6. nous avons tenté de contrôler la FPE avec des indicatrices régionales. Le premier résultat est que le fait d'intégrer des indicatrices régionales diminue la valeur de la plupart des coefficients – à l'exception de celui relatif au niveau économique des parents. Toutefois, ces variables restent significatives et conservent le même signe. Ainsi, les spécificités régionales n'expliquent pas à elles seules les déterminants de la performance des élèves aux tests internationaux. Comme indiqué plus haut, l'indicateur relatif au niveau économique des parents (mesuré par le logarithme du PNB par habitant) a un signe positif et significatif. Il faut remarquer que cette prise en compte des spécificités régionales rend le salaire des enseignants non significatif. Ainsi, la relation négative trouvée dans la colonne 1 s'explique notamment par des différences régionales. Il est à remarquer la variable indicatrice relative à l'Asie de l'Est et du Sud-est est positive mais non significative. La non significativité de cette indicatrice remet en cause l'existence d'une "valeur asiatique", qui se rapporte spécifiquement à la culture et à la religion existante dans ces pays (Stevenson, 1992 ; Stevenson *et al.*, 1993).

La colonne 2 montre les résultats d'une régression à effet fixe. Cette estimation inclut des variables indicatrices afin de capturer les différences dans les domaines de compétences et dans les niveaux scolaires. L'échantillon n'inclut que les pays ayant deux ou davantage d'observations dans les tests de compétences. Par conséquent, la plupart des pays qui n'ont participé qu'à une enquête (soit très souvent les pays à revenus faibles) ne sont pas pris en compte dans cette estimation. L'échantillon est alors réduit à 341 observations. La prise en compte d'effets fixes ne change pas le signe des coefficients trouvés. Le revenu et l'éducation des parents agissent positivement sur la qualité de l'éducation (coefficients 2,600 et 3,102 respectivement). Ces coefficients sont significatifs à 10 % d'erreur. Par ailleurs, les dépenses éducatives sont également corrélées positivement et leur coefficient est significatif au seuil de 1 % (coefficient 2,347). La variable relative au salaire des enseignants reste négative et significative au seuil de 5 % (coefficient -1,671): ainsi, même en contrôlant le modèle avec des effets fixes, cette variable reste négativement corrélée avec la qualité de l'éducation. Enfin, il est à noter que la taille des classes est corrélée positivement et significativement avec les résultats aux tests (coefficient 0,124 ; erreur type 0,065). Ce résultat confirme celui trouvé dans le tableau précédent, à savoir l'existence de différences de seuil dans l'effet de la taille

des classes sur la performance des élèves. Lorsque l'on prend en compte les variations intra pays, l'effet de la taille des classes sur la qualité de l'éducation est positif. Le fait que certaines variables ne soient significatives qu'au seuil de 10 % dans l'estimation à effets fixes suppose donc que les relations trouvées dans les estimations précédentes, reflètent à la fois des variations inter pays et des variations intra pays. Pour autant, puisque ces variables sont du signe attendu et toutes significatives, les estimations ne sont pas seulement expliquées par des facteurs pays non observés.

Il se pourrait que les estimations précédentes soient biaisées du fait de la possible endogénéité de certaines variables, dont celle relative au revenu. En effet, si un revenu plus élevé peut augmenter la qualité de l'éducation, l'augmentation de celle-ci peut à son tour augmenter le revenu. Sous cette hypothèse de double relation causale, la possible endogénéité de la variable de revenu peut conduire à biaiser l'ensemble des coefficients du modèle. Afin de vérifier le bien-fondé de cette hypothèse, nous avons recouru à une estimation avec variables instrumentales sur la base de données en panel. Etant donné la difficulté de trouver des instruments dans des données de panel, nous avons recouru à la part de l'investissement dans le PIB par tête réel (*INV*) et au taux de croissance annuel moyen de la population à chaque intervalle de 5 ans (*POP*), variables issues des *Penn World Tables* (Heston *et al.*, 2002). Ces deux indicateurs sont fortement corrélés avec la variable de revenu, et l'on suppose qu'elles ne sont pas reliées avec l'erreur du modèle. Nous avons introduit une série de variables indicatrices afin de contrôler des différences probables entre les domaines de compétences, les niveaux scolaires ou l'année de l'enquête. Sans ces indicatrices, le test de Hausman renvoie au rejet de l'hypothèse d'endogénéité de la variable revenu (l'ajout des indicatrices donne un résultat similaire mais contraint fortement les coefficients du modèle du fait de leur grand nombre). Cela induit donc que les relations trouvées dans les colonnes précédentes ne souffrent pas d'endogénéité quant à la variable de revenu. A titre d'information, nous avons reproduit les résultats de cette estimation dans la colonne 3. La totalité des coefficients est de signes attendus et la plupart restent significatifs. Le test d'endogénéité des autres variables aurait sans doute apporté des informations nouvelles, mais faute d'instruments disponibles, nous ne pouvons tester cette hypothèse.

4.3. Distinction du niveau éducatif

Le tableau 6.5. permet une distinction entre les niveaux scolaires, mais l'estimation contraint à l'égalité des coefficients. Le relâchement de cette contrainte d'égalité des coefficients peut nous permettre de voir s'il existe une distinction dans la FPE selon le niveau scolaire. Le tableau 6.7. montre les résultats obtenus. Le nombre d'observations diminue lorsque l'on sépare les niveaux scolaires, mais il reste suffisamment important afin d'obtenir des relations significatives. On constate que toutes les variables qui étaient significatives dans le modèle général le restent lorsque l'on distingue le niveau scolaire.

Variables familiales.

- *Niveau économique des parents (GDPPC)*. Le niveau économique des parents a un impact plus important au niveau primaire qu'au niveau secondaire (le coefficient est de 1,972 au primaire contre 1,308 au secondaire).
- *Education des parents (ADEDU)*. Par contre, l'éducation des parents a un impact nettement plus élevé (presque le double) sur les *IQCH* au niveau secondaire (coefficient de 3,506 au primaire, contre 7,730 au secondaire) : ainsi, la qualité du niveau secondaire serait plus influencée par des variables familiales que ne l'est le niveau primaire.

Variables de ressources scolaires.

- *Salaire des enseignants (SHSALP)*. Le coefficient associé à cette variable a une amplitude plus élevée au niveau primaire qu'au niveau secondaire (coefficient de -1,855 pour le primaire, contre -1,152 pour le secondaire). Par conséquent, la qualité de l'éducation au niveau secondaire est plus une question d'organisation et de répartition des dépenses qu'une simple question de niveau des dépenses.
- *Dépenses éducatives (SHPUPP, SHPUPS)*. Les dépenses scolaires ont un impact plus de deux fois plus élevé au primaire qu'au secondaire (le coefficient est de 2,278 au primaire contre 1,035 au secondaire), ce qui confirme l'hypothèse précédente.
- *Taille des classes (TEAPRI, TEASEC)*. Enfin, il est intéressant de noter que la taille des classes a un impact négatif et significatif sur les *IQCH* pour le niveau secondaire (coefficient -0,264 ; erreur-type 0,051), tandis que l'impact est non significatif au niveau primaire. Au-delà de l'effet de seuil, la relation non significative soulignée dans la spécification générale peut en partie s'expliquer par l'agrégation des niveaux éducatifs. Dès lors que l'on distingue ceux-ci, la taille des classes a une relation significative avec la qualité de l'éducation secondaire ; toutefois cet impact doit être relativisé compte tenu de l'excessive variété d'organisation des enseignements au niveau secondaire.

4.4. Distinction du niveau économique des pays

Dans ce paragraphe, nous séparons les pays selon leur niveau de richesse économique, car nous pensons que les *inputs* utilisés peuvent avoir des influences différentes selon le niveau de développement économique des pays. En utilisant la classification de la Banque mondiale, nous avons séparé les pays en trois catégories : les pays à revenus élevés, les pays à revenus intermédiaires et les pays à revenus faibles. Il est effectivement intéressant de se demander si les relations présentées dans le tableau 6.5. ne sont pas dues uniquement à des différences entre les pays de niveau économique différents et non à l'intérieur de groupes de pays homogènes. Les analyses avec inclusion de variables régionales et les estimations à effets fixes ont permis en partie de rejeter cette hypothèse. La séparation selon le niveau économique des pays peut nous donner quelques indications quant à d'éventuelles FPE distinctes. Le tableau 6.8. montre les résultats de l'estimation.

La première observation que l'on peut faire est qu'il existe des différences importantes pour tous les coefficients, ce qui témoigne donc l'existence de FPE distinctes selon le niveau économique des pays.

Variables familiales.

- *Niveau économique des parents (GDPPC)*. Le coefficient qui était significatif et positif dans les modèles généraux change de signe et perd sa significativité selon les niveaux économiques des pays. Pour le groupe des PRE, l'impact n'est pas significatif, tandis qu'il est négatif et significatif pour le groupe des PRI. Les résultats concernant le groupe des PRF voient un coefficient élevé et positif pour cette variable (coefficient 6,123, erreur-type 2,455). On peut donc constater que plus le niveau économique des pays est élevé, moins l'impact de la richesse économique des pays sur la qualité de l'éducation est fort.

- *Education des parents (ADEDU)*. La variable représentant l'éducation des parents a un impact positif et significatif pour les PRE et PRI. La valeur des coefficients est largement plus élevée pour les PRI (coefficient 8,316 ; erreur-type 0,375), tandis qu'elle est très faible pour les PRE (coefficient 1,993 ; erreur-type 0,860). Le signe des coefficients pour les PRF est pour le moins contradictoire pour les deux bases de données, puisque l'on observe une relation négative entre l'éducation des parents et les *IQCH*.

Variables de ressources scolaires.

- *Rémunération des enseignants (SHSALP)*. Le signe du coefficient relatif au salaire des enseignants est presque toujours négatif, mais il n'est significatif que pour les PRI et PRF. On peut constater que ce coefficient est d'autant plus élevé en valeur absolue que le niveau économique des pays est faible : le niveau trop élevé des salaires dans les pays les moins avancés peut ici trouver un argument relatif à une nécessité de redistribuer les dépenses éducatives de façon à privilégier les dépenses non récurrentes. Ces résultats soulignent la nécessité de distinguer le niveau économique des pays puisque l'on observe une dispersion de la rémunération des enseignants très forte pour l'échantillon général alors qu'à l'intérieur de chaque groupe de pays de niveau économique semblable, cette dispersion s'amenuise fortement.
- *Dépenses d'éducation (SHPUPP, SHPUPS)*. L'analyse de la variable relative aux dépenses d'éducation montre une relation positive dans les trois spécifications. On remarque que l'amplitude des coefficients diffère selon le niveau économique des pays : tandis qu'il est faible pour les PRE (coefficient 1,032 ; erreur-type 0,487), il est élevé pour les PRI et les PRF (respectivement : coefficient 3,250 et 3,108 ; erreur-type 0,728 et 1,882).
- *Taille des classes (TEAPRI, TEASEC)*. L'effet de la taille des classes sur les *IQCH* montre également des disparités selon le niveau économique des pays. L'effet de cette variable est positif et significatif pour les PRE (coefficient 0,142 ; erreur-type 0,044), tandis qu'il est négatif et significatif pour les PRI (coefficient -0,280 ; erreur-type 0,056). Le coefficient de cette variable pour les PRF n'est pas significatif bien que l'on observe une relation négative.

5. CONCLUSION

L'objectif de ce travail a été de construire une nouvelle base de données sur des indicateurs éducatifs et de vérifier l'existence ou non d'une fonction de production éducative. En utilisant des enquêtes plus récentes que celles utilisées par les analyses antérieures, nous avons obtenu une base de données sur les indicateurs qualitatifs du capital humain (*IQCH*). Cette base est en panel et regroupe un total de 490 observations pour les *IQCH*, allant de 1964 à 2005 et directement exploitables à partir d'indicateurs scolaires et familiaux disponibles dans Barro et Lee (1996). Par ailleurs, notre échantillon regroupe davantage de pays à revenus intermédiaires et faibles que la plupart des échantillons antérieurs. En effectuant des estimations d'une part avec l'échantillon global puis avec distinction selon le niveau économique des pays, nous avons vérifié si les relations trouvées dans l'estimation de la fonction de production éducative générale persistent ou non avec séparation selon les groupes de pays.

Les résultats montrent que l'hypothèse d'une fonction de production éducative est en partie démontrée lorsque l'on utilise l'échantillon global : les variables familiales (niveau économique des parents, éducation des parents) jouent dans un sens positif sur l'échantillon global). Les variables financières de l'éducation (dépenses éducatives par élève, rémunération des enseignants) ont également un impact sur la performance aux tests. Par ailleurs, la seule variable d'organisation scolaire (à savoir la taille des classes) n'a pas de relation dans l'échantillon global. L'estimation avec effets fixes montre que seules les variables relatives au revenu et à la taille des classes peuvent avoir des relations intra pays, les autres variables ayant davantage des relations inter pays. La possible endogénéité de certaines variables – dont celle liée au revenu – renvoie à un rejet : ainsi, les estimations effectuées ne sont pas biaisées par l'hypothèse d'une double relation de causalité.

La prise en compte du niveau économique des pays apporte des informations nouvelles qui expliquent en partie les échecs antérieurs en matière d'estimation de la fonction de production éducative. On démontre notamment qu'à mesure que le niveau économique des pays s'élève, l'amplitude de la relation entre variables financières de l'éducation et la performance aux tests diminue. Par ailleurs, l'effet de la taille des classes diffère selon que l'on se trouve dans un pays à revenus élevés ou un pays à revenus intermédiaires. Effectivement, tandis que l'effet taille des classes est positif pour les pays à revenus élevés, il est négatif pour les pays à revenus intermédiaires et non significatif pour les pays à revenus faibles.

Cette étude de comparaison internationale montre que les différences dans la qualité de l'éducation entre pays sont importantes et peuvent être partiellement expliquées par des variables explicatives quantitatives. Toutefois, il subsiste une partie importante de la qualité de l'éducation qui n'est pas expliquée par ces variables. Au-delà des problèmes économétriques et de données évidents, il existerait donc une part substantielle de la qualité de l'éducation qui s'expliquerait par des politiques d'organisation pédagogique et scolaire que nous ne pouvons mesurer efficacement dans les estimations économétriques.

Par ailleurs, l'analyse de la dispersion des résultats des élèves aux tests internationaux devrait être prise en compte. Il faudrait se demander si cette dispersion peut expliquer le niveau moyen et surtout si cette inégalité n'est pas aussi générée par certaines inégalités comme celle évidemment du revenu ou des variables structurelles (géographies, paix civile, transparence...).

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ALTINOK N. et MURSELI H. (2006), "International Database on Human Capital Quality", *IREDU Working Paper*, Dijon.
- AL SAMARRAI S. [2002], "Achieving Education for All: How Much Does Money Matter?", Institute of Development Studies [IDS], *Working Paper* 175, Brighton, December.
- ANGRIST J.D. and LAVY V. [1999], "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Children's Academic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114, May, p.533-75.
- BARRO R.J. [1991], "Economic Growth in a cross section of countries", *Quarterly Journal of Economics*, 106, p.407-443.
- BARRO R.J. [2001], "Education and Economic Growth", in Helliwell J.F. ed., *The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being*, OECD, chapter 3, p.14-41.
- BARRO R.J. and LEE J.W. [1996], "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86, May, p.218-223.
- BARRO R.J. and LEE J.W. [2000], "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", *CID Working Paper*, 42.
- BENHABIB J. and SPIEGEL M. [1994], "The role of human capital in economic development : evidence from aggregate cross-country data", *Journal of Monetary Economics*, 34, p.143-179.
- BIRSHOP J. [1989], "Is the Test Decline Responsible for the Productivity Growth Decline?", *American Economic Review*, 79(1), p.178-197.
- BIRSHOP J. [1992], "The Impact of Academic Competencies on Wages, Unemployment, and Job Performance", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 37 (December), p.127-194.
- BOISSIERE M., KNIGHT J.B. and SABOT R.H. [1985], "Earnings, Schooling, Ability, and Cognitive Skills", *American Economic Review*, 75(3), p.1016-1030.
- CARD D. and KRUEGER A. [1992], "Does School Quality Matter ? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States", *Journal of Political Economy*, 100(1), p.1-40.
- COLCLOUGH C. and LEWIN K. [1993], *Educating All the Children: Strategies for Primary Schooling in the South*, Oxford, Clarendon Press.
- FULLER B. [1986], "Raising School Quality in Developing Countries : What Investment Boosts Learning ?", *World Bank Discussion Papers*.
- GLASS G.V. and SMITH M.L. [1979], "Meta-Analysis of Research on Class Size and Achievement", *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 1, p.2-16.
- GLASS G.V., CAHEN L.S., SMITH M.L. and Filby N.N. [1982], *School Class Size : Research and Policy*, Beverly Hills, Sage Editions.

GOLDHABER D.D. and BREWER D.J. [1999], "Why Don't Schools and Teacher Seem to Matter?: Assessing the Impact of Unobservables on Education Production", *Journal of Human Resources*, 32(3), p.505-523.

GUPTA S., VERHOEVEN M. and TIONGSON E. [1999], "Does Higher Government Spending Buy Better Results in Education and Health Care?", International Monetary Fund [IMF], *Working Paper* 99/21, February.

GURGAND M. [2000], "Capital humain et croissance : la littérature empirique à un tournant ?", *Economie Publique*, 6, p.71-93.

HANUSHEK E.A. [1986], "The Economics of Schooling : Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, 24, p.1141-1177.

HANUSHEK E.A. [1995], "Interpreting Recent Research on Schooling in Developing Countries", *World Bank Research Observer*, 10, p.227-246.

HANUSHEK E.A. [1999], "The Evidence on Class Size", in *Earning and Learning : How Schools Matter*, S.E. Mayer and P. Peterson (ed.), p.131-168, Washington, Brookings Institutions Editions.

HANUSHEK E.A. [2003], "The Failure of input-based schooling policies", *The Economic Journal*, 113, p. F64-F98.

HANUSHEK E.A. [2004], "Some Simple Analytics of School Quality", National Bureau of Economic Research [NBER], *Working Paper*, 10229, Cambridge, MA.

HANUSHEK E.A. and KIM D. [1995], "Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth", National Bureau of Economic Research [NBER], *Working Paper*, 5399, Cambridge, MA.

HANUSHEK E.A. and KIMKO D.D. [2000], "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations", *American Economic Review*, 90(5), p.1184-1208.

HANUSHEK E.A. and LUQUE J.A. [2003], "Efficiency and Equity in Schools around the World", *Economics of Education Review*, 22(5), p.481-502.

HESTON, A., R. SUMMERS and B. ATEN. [2002], *Penn World Table Version 6.1*, Centre for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

HOXBY C.M. [1998], "The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence From Population Variation", National Bureau of Economic Research [NBER], *Working Paper*, 6869, Cambridge, MA.

LECLERCQ F. [2005], "The relationship between Educational Expenditures and Outcomes", Développement Institutions et Analyses à Long terme [DIAL], *Working paper*, 2005/05, Paris.

LEE J.W. and BARRO R.J [2001] "Schooling Quality in a Cross Section of Countries", *Economica*, 38(272), p.465-488.

MANKIW N., ROMER D. and WEIL D. [1992], "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, p.407-437.

McMAHON W. [1999], *Education and Development: Measuring the Social Benefits*, Oxford, Oxford University Press.

MOLL P.G. [1998], "Primary Schooling, Cognitive Skills and Wages in South Africa", *Economica*, 65, p.263-284.

PICKETTY T. [2004], "L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997", ENS Jourdan, mimeo.

PRITCHETT, L. [2001], "Where has all the education gone ?", *World Bank Economic Review*, 15, p.367-391.

PRITCHETT L. and FILMER D. [1999], "What Education Production Function Really Show: A positive Theory of Education Expenditures", *Economics of Education Review*, 18(2), p.223-239.

PSACHAROPOULOS G. and WOODHALL M. [1985], *Education for Development: An analysis of Investment Choices*, Oxford University Press for the World Bank.

SCHULTZ T.P. [1995], "Accounting for Public Expenditures on Education: An International Panel Study", in Schultz T.P. [ed.], *Research in Population Economics*, 8, Greenwich, CT, JAI Press, 8.

STEVENSON W.H. [1992], "Learning from Asian Schools", *Scientific American*, 267, p.70-76.

STEVENSON W.H., CHEN C. and LEE S.-Y. [1993], "Mathematics Achievement of Chinese, Japanese, and American Children : Ten Years Later", *Science*, 259, p.53-58.

SUMMERS A.A. and WOLFE B.L. [1977], "Do Schools Make a Difference?", *American Economic Review*, 67, p.639-652.

UNESCO [2004], *EFA Global Monitoring Report 2005: The Quality Imperative*, Paris.

UNESCO [2005], *EFA Global Monitoring Report 2006: Literacy for Life*, Paris.

WOESSMAN L. [2000], "Schooling Resources, Education Institutions, and Student Performance: The International Evidence", Kiel Institute of World Economics, *Working Paper* 983, Kiel.

WORLD BANK [2002], "Achieving Education For All By 2015, Simulations Results For 47 Low- Income Countries", Washington D.C.

ZELLNER A. [1962], "An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias", *Journal of the American Statistical Society*, 57, p.348-368.

6. ANNEXE

Tableau 6.1. **Source des données utilisées**

<i>Indicateur</i>	<i>Abréviation</i>	<i>Période</i>	<i>Source</i>
PIB par habitant (en milliers de \$ à prix constants 1996, chain series)	GDPPC	1960-2000	Penn World Tables 6,1 ; Heston, Summers et Aten (2002)
Education des parents : nombre moyen d'années scolaires des personnes de 25 ans et plus	ADEDU	1960-2000	Barro et Lee (2000), Unesco (2004), Unesco (2005)
Taille des classes primaire	TEAPRI	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Taille des classes secondaire	TEASEC	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Dépenses publiques au primaire par élève en pourcentage du PIB par tête	SHPUPP	1960-2002	Barro et Lee (1996), UIS-Unesco (2006)
Dépenses publiques au secondaire par élève en pourcentage du PIB par tête	SHPUPS	1960-2002	Barro et Lee (1996), UIS-Unesco (2006)
Dépenses publiques au supérieur par élève en pourcentage du PIB par tête	SHPUPT	1998, 2002	UIS-Unesco (2006)
Taux de redoublement primaire (%)	REPPRI	1965-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Taux de redoublement secondaire (%)	REPSEC	1970-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Salaire des enseignants au primaire en pourcentage du PIB par tête	SHSALP	1960-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Taux d'abandon scolaire (%)	DROP	1970-2002	Barro et Lee (1996), Unesco (2004), Unesco (2005)
Espérance d'années scolaires (nombre d'années)	EXPEN	1998, 2002	Unesco (2004) et Unesco (2005)
Taux de croissance annuel moyen de la population (intervalles de 5 ans)	POP	1960-2000	Penn World Tables 6,1 ; Heston, Summers et Aten (2002)
Taux d'investissement sur le PIB réel par habitant (chain series)	INV	1960-2000	Penn World Tables 6,1 ; Heston, Summers et Aten (2002)

Tableau 6.2. Enquêtes utilisées afin de collecter les données sur les indicateurs qualitatifs du capital humain

<i>Année</i>	<i>Organisme</i>	<i>Domaine</i>	<i>Nombre de pays</i>	<i>Âge des enfants</i>
1964	IEA	Mathématiques	13	13, Fin sec.
1970-72	IEA	Sciences	19	10,14, Fin sec.
		Lecture	15	10,14, Fin sec.
1982-83	IEA	Mathématiques	20	13, Fin sec.
1984	IEA	Sciences	24	10,14, Fin sec.
1988	IAEP	Mathématiques	6	13
		Sciences	6	13
1991	IEA	Lecture	31	9,14
1990-91	IAEP	Mathématiques	20	9,13
		Sciences	20	9,13
1993-98	IEA	Mathématiques	41	9,13, Fin sec.
		Sciences	41	9,13, Fin sec.
1992-1997	Unesco-MLA	Mathématiques	13	10
		Sciences	11	10
		Lecture	11	10
1997	Unesco-LABORATORIO	Mathématiques	11	10
		Lecture	11	10
1999	Unesco-SACMEQ	Lecture	7	10
1999	IEA	Mathématiques	38	14
		Sciences	38	14
1995-2005	CONFEMEN-PASEC	Mathématiques	11	9,10
		Lecture	11	9,10
2000	OECD-PISA	Mathématiques	43	15
		Sciences	43	15
		Lecture	43	15
2001	IEA	Lecture	35	9,10
2002	Unesco-SACMEQ	Mathématiques	14	10
		Lecture	13	10
2003	IEA	Mathématiques	26,48	10,14
		Sciences	26,48	10,14
2003	OECD-PISA	Mathématiques	41	15
		Sciences	41	15
		Lecture	41	15

Notes : "Fin sec." : dernière année du secondaire, USA (Etats-Unis), IAEP (International Assessment of Educational Progress), IEA (International Association of the Evaluation of Educational Achievement), TIMSS (Third International Mathematics and Science Study), PIRLS (Progress in International Reading Literacy Study), OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), PISA (Programme for International Student Assessment), UNESCO (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization), CONFEMEN (Conference of Francophone Education Ministers), PASEC (Programme on Analysis of Education Systems), SACMEQ (Southern and Eastern Africa Consortium for Monitoring Educational Quality), MLA (Monitoring Learning Achievement).

Tableau 6.3. Estimations économétriques de la fonction de production de l'école en comparaison internationale

<i>Etude</i>	<i>Type de données ; année(s) ; nombre d'observations</i>	<i>Variable de performance éducative</i>	<i>Variables éducatives explicatives</i>	<i>Résultats saillants</i>
Al Samarraï (2002)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1996 ; 33 à 90	Taux brut et net de scolarisation primaire Taux de survie au grade 5 niveau primaire Taux d'achèvement du primaire	Dépenses publiques à l'éducation primaire (% du PNB) Dépenses au primaire par élève Taille des classes au primaire	Les dépenses au primaire par élève ont un impact positif et significatif sur le taux de survie jusqu'au grade 5 seulement (10 %), et un impact négatif et significatif sur les taux de scolarisation (1 % et 5 % respectivement). Tous les autres coefficients sont non significatifs
Hanushek et Kimko (2000)	Comparaison internationale en panel ; 1965, 1970, 1988, 1991 ; 67 à 70	Enquêtes IEA et IAEP en mathématiques et en sciences	Taille des classes Dépenses courantes en éducation par élève Dépenses totales à l'éducation (% du PIB) Education des adultes de 25 ans et +	Non significatif Impact négatif, 1 % Impact négatif, 5 % Impact positif, 1 % Impact positif, 1 %
Woessman (2000)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1995 ; 39	Enquête TIMSS en mathématiques et sciences	Taille des classes	Impact positif, 1 %
Lee et Barro (1997)	Comparaison internationale en panel ; 1964, 1970, 1975, 1980, 1982, 1984, 1985, 1990 (en fonction de la variable de performance considérée) ; 214 à 346	Résultats aux tests Taux de redoublement au primaire Taux d'abandon scolaire au primaire	Taille des classes Rémunération des enseignants Dépenses courantes à l'éducation par élève Education des adultes de 25 et + PIB/tête	La taille des classes a un impact négatif et significatif sur les trois variables (5 %, 1 % et 5 %) La rémunération des enseignants a un impact positif et significatif sur les tests (10 %) L'éducation des adultes a un impact positif et significatif pour les tests (1 %) et négatif et significatif pour le taux de redoublement et l'abandon scolaire (1 % et 1 %). Le PIB/tête a un impact positif et significatif pour les résultats aux tests (1 %) et négatif et significatif pour les taux de redoublement et l'abandon scolaire.

McMahon (1999)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; début des années 1990 ; 44 à 50	Taux brut de scolarisation masculin et féminin. Taux d'achèvement du 5ème grade masculin et féminin.	Dépenses publiques récurrentes à l'éducation primaire (% PNB) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (% PNB par habitant) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (selon le grade) Dépenses éducatives au primaire et au secondaire (% des dépenses éducatives) Dépenses éducatives (% PIB)	Impact positif, 1 % Impact négatif, 1 % Impact positif, 1 % Impact positif sur les trois variables, 1 à 5 %, 5 à 10 %, 5 à 10 %
Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999)	Comparaison internationale en coupe instantanée ; 1993-94 ; 23 à 42	Taux brut de scolarisation primaire et secondaire Taux de poursuite des études après le grade 4		
Schultz (1995)	Comparaison internationale en panel ; 1965-1980 ; 60 à 191	Taux brut de scolarisation du primaire	Part de la rémunération des enseignants (en % du PNB par habitant à l'âge adulte)	Impact négatif, 1 %
Colclough et Lewin (1993)	Comparaison internationale ; 1986 ; 82	Taux brut de scolarisation du primaire	Dépenses publiques récurrentes au primaire (% du PNB) Dépenses publiques récurrentes par élève du primaire (% du PNB par habitant)	Non significatif Impact négatif, 1 à 5 %

Sources : Tableau repris de Leclercq (2005). Les sources précises sont les suivantes : Al Samarrai (2002) tableaux 4.1. et 4.2. ; Hanushek et Kimko (2000) tableau 3 ; Woessmann (2000) tableau 1 ; Lee et Barro (1997) du tableau 3, McMahon (1999) page 164 et p166 ; Gupta, Verhoeven et Tiongson (1999) tableau 1 ; Schultz (1995) tableaux 2 et 3 ; Colclough et Lewin (1993) tableau 2.6.

Tableau 6.4. Résultats tirés de Hanushek et Luque (2003)

	Population âgée de 9 ans				Population âgée de 13 ans			
	Impact négatif		Impact positif		Impact négatif		Impact positif	
	Significatif	Non significatif	Significatif	Non significatif	Significatif	Non significatif	Significatif	Non significatif
TEA	3	11	2	1	2	8	6	17
ENS BAC+2	0	3	12	0	2	11	12	2
ENS SPE	0	7	4	1	0	12	11	2
ENS EXP	0	7	6	4	3	9	17	4
SCOL	0	9	5	3	2	9	15	6

Note : Les chiffres indiquent le nombre de résultats statistiquement significatifs avec le signe attendu. TEA = Taille des classes ; ENS BAC+2 = Enseignant avec au moins un niveau Bac+2. ENS SPE = Enseignant avec formation spécifique ; ENS EXP = Expérience de l'enseignant ; SCOL = Taux de scolarisation.
Source : Hanushek et Luque (2003), tableau 2.

Tableau 6.5. Estimations de la fonction de production de l'éducation

	(1)	(2)	(3)
Régression	SUR	SUR	SUR
Variable indépendante			
Log(PIB par habitant)	1,906 (0,406)	1,617 (0,387)	2,742 (0,446)
Log(Education des parents)	5,242 (0,778)	5,905 (0,741)	4,417 (0,765)
Log(Salaire des enseignants)	-1,770 (0,555)	-1,117 (0,550)	-1,317 (0,493)
Log(Dépenses à l'éducation)	1,735 (0,512)	0,100 (0,534)	1,317 (0,493)
Taille des classes	-0,055 (0,038)	-0,355 (0,085)	0,003 (0,038)
Carré de la taille des classes		0,005 (0,001)	
Taux de croissance moyen			0,740 (0,185)
Constantes			
Mathématiques	27,532 (4,059)	31,103 (4,348)	16,672 (4,453)
Sciences	23,382 (5,93)	27,097 (3,922)	12,183 (4,403)
Lecture	22,168 (5,83)	25,686 (3,752)	11,595 (4,257)
R ²			
Mathématiques	-0,12; -0,06; -0,93; -2,64; 0,22; 0,48; 0,19; 0,62; 0,54	-0,11 ; -0,15 ; -0,95 ; -2,76 ; 0,24 ; 0,53 ; 0,19 ; 0,66 ; 0,58	-0,08 ; 0,06 ; -0,73 ; -1,31 ; 0,27 ; 0,42 ; 0,21 ; 0,66 ; 0,60
Sciences	0,60; 0,59; 0,16; 0,35; 0,31; -0,99; -0,64; -0,43; 0,69; 0,56	0,62 ; 0,59 ; 0,15 ; 0,38 ; 0,28 ; -1,04 ; -0,64 ; -0,24 ; 0,72 ; 0,59	0,68 ; 0,56 ; 0,22 ; 0,34 ; 0,31 ; -0,91 ; -0,47 ; -0,52 ; 0,71 ; 0,63
Lecture	0,38; 0,78; 0,65; 0,79; 0,69; 0,73; 0,52	0,24 ; 0,84 ; 0,62 ; 0,81 ; 0,70 ; 0,70 ; 0,49	0,63 ; 0,72 ; 0,73 ; 0,80 ; 0,74 ; 0,80 ; 0,52
Observations	490	490	449

Notes : Le système a 26 équations, où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. La méthode d'estimation diffère selon les colonnes : voir le texte. La valeur des R² est distincte pour chaque équation. Entre parenthèses sont indiquées les erreurs-types.

^a Concernant les constantes, étant donné la présence de 26 équations dans les colonnes 1-4, nous avons présenté les moyennes par matière.

Tableau 6.6. Estimations de la fonction de production de l'éducation avec prise en compte d'effets fixes et d'endogénéité

	(1)	(2)	(3)
Régression	SUR	Fixed Effects	Instrumental Variables
Variable indépendante			
Log(PIB par habitant)	2,662 (0,478)	2,600 (1,359)	4,578 (2,106)
Log(Education des parents)	3,186 (0,789)	3,102 (1,831)	5,087 (2,299)
Log(Salaire des enseignants)	-0,555 (0,555)	-1,671 (0,810)	-0,566 (0,856)
Log(Dépenses à l'éducation)	1,350 (0,524)	2,347 (0,663)	1,757 (0,701)
Taille des classes	-0,013 (0,038)	0,124 (0,065)	0,143 (0,091)
Afrique subsaharienne	-4,469 (1,394)		
Asie de l'Est et du Sud-est	0,732 (0,749)		
Europe de l'Est et Asie Centrale	3,264 (0,735)		
Amérique Latine	-3,203 (0,764)		
Moyen-Orient et Afrique du Nord	-3,458 (0,862)		
Constante(s)			
Mathématiques	18,967 (4,966)		
Sciences	14,425 (4,907)	-3,517 (12,017)	-23,670 (18,678)
Lecture	13,715 (4,783)		
Muettes enquêtes	Non	Oui	Oui
Muettes pays	Non	Oui	Non
Hausman Chi Deux (p value) [♦]			6,93 (0,22)
R ²		0,86	0,67
Mathématiques	-0,12 ; 0,19 ; -0,86 ; -1,02 ; 0,25 ; 0,50 ; 0,21 ; 0,76 ; 0,67		
Sciences	0,72 ; 0,62 ; 0,31 ; 0,41 ; 0,47 ; -1,66 ; -0,67 ; -0,55 ; 0,78 ; 0,68		
Lecture	0,47 ; 0,80 ; 0,80 ; 0,85 ; 0,73 ; 0,91 ; 0,53		
Observations	490	341	339

Notes : Le système a 26 équations pour la colonne (1) et 1 équation pour les colonnes (2) et (3), où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. La méthode d'estimation diffère selon les colonnes : voir le texte. Entre parenthèses sont indiquées les erreurs-types. [¤] Concernant les constantes, nous avons présenté les moyennes par matière dans la colonne (1). [♦] Le test d'endogénéité de Hausman a été effectué sur le modèle sans les variables indicatrices.

Tableau 6.7. Estimations de la fonction de production de l'éducation avec distinction selon le niveau éducatif

	(1)	(2)	(3)	
Régression	Panel SUR	Panel SUR	Panel SUR	<i>Tests de Wald</i>
Variable indépendante	PANEL 26 équations	PRIMAIRE 11 équations	SECONDAIRE 15 équations	Probabilité (2)=(3)
Log(PIB par habitant)	1,906 (0,406)	1,972 (0,682)	1,308 (0,421)	0,38
Log(Education des parents)	5,242 (0,778)	3,506 (1,028)	7,730 (0,827)	0,00
Log(Salaire de l'enseignant)	-1,770 (0,555)	-1,855 (1,059)	-1,152 (0,584)	0,54
Log(Dépenses à l'éducation)	1,735 (0,512)	2,278 (0,930)	1,035 (0,615)	0,25
Taille des classes	-0,055 (0,038)	-0,006 (0,060)	-0,264 (0,051)	0,00
Test d'égalité de tous les coefficients entre (2) et (3)				0,00
Constantes ^a				
Mathématiques	27,532 (4,059)	23,679 (6,585)	32,307 (4,139)	
Sciences	23,382 (5,93)	20,980 (6,709)	28,996 (3,940)	
Lecture	22,168 (5,83)	16,555 (6,510)	29,278 (3,755)	
R ²				
Mathématiques	-0,12; -0,06; -0,93; -2,64; 0,22; 0,48; 0,19; 0,62; 0,54	-0,75; 0,56; 0,37	-0,12; -0,24; -4,12; 0,28; 0,72; 0,63	
Sciences	0,60; 0,59; 0,16; 0,35; 0,31; -0,99; -0,64; -0,43; 0,69; 0,56	0,54; 0,50; 0,20; -0,80; 0,07	0,43; 0,28; -0,80; 0,78; 0,63	
Lecture	0,38; 0,78; 0,65; 0,79; 0,69; 0,73; 0,52	0,45; 0,67; 0,49	0,90; 0,58; 0,84; 0,70	
Nombre d'observations	490	189	301	

Notes : Le système a entre 11 et 26 équations selon la spécification, où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés quasi-généralisés avec l'application SUR. La valeur des R² est distincte pour chaque équation. Entre parenthèses sont indiquées la valeur des erreurs-types. La colonne de droite indique la valeur de la probabilité du test de Wald d'égalité des coefficients des colonnes (2) et (3).

^a Chaque équation a une constante spécifique (seule la moyenne est indiquée ici).

Tableau 6.8. Estimations de la fonction de production de l'éducation avec distinction selon le niveau économique des pays

	(1)	(2)	(3)
Régression	SUR	SUR	SUR
Echantillon	Pays à revenus élevés (PRE)	Pays à revenus intermédiaires (PRI)	Pays à revenus faibles (PRF)
Variable indépendante			
Log(PIB par habitant)	-0,392 (0,934)	-0,888 (0,342)	6,123 (2,455)
Log(Education des parents)	1,993 (0,860)	8,316 (0,375)	-2,386 (0,545)
Log(Salaire de l'enseignant)	0,195 (0,545)	-2,705 (0,619)	-13,281 (2,181)
Log(Dépenses à l'éducation)	1,032 (0,487)	3,250 (0,728)	3,108 (1,882)
Taille des classes	0,142 (0,044)	-0,280 (0,056)	-0,046 (0,058)
Constantes ^α			
Mathématiques	44,905 (9,120)	52,532 (4,362)	72,604 (21,997)
Sciences	41,361 (9,129)	46,091 (4,046)	66,346 (22,182)
Lecture	42,177 (9,106)	45,713 (3,649)	76,334 (22,182)
R ²			
Mathématiques	0,05; -0,04; 0,20; 0,33; 0,14; 0,10; 0,17; 0,03; -0,04	0,16 ; -3,94 ; -0,35 ; 0,89; -0,57; 0,79; 0,53	0,53; 0,68
Sciences	0,22; -0,00; 0,13; 0,01; -0,02; 0,08; 0,22; 0,01; 0,08; 0,02	0,88; 0,94; 0,76; 0,51; 0,53; -27,2; -0,95; -2,38; 0,85	0,14
Lecture	-0,28; 0,09; -0,02; 0,12; 0,11; -0,02	0,70; 0,95; 0,36; 0,87; 0,93; 0,40	0,81; 0,44
Nombre d'observations	260	150	41

Notes : Le système a entre 5 et 25 équations selon la spécification, où la variable dépendante est l'IQCH pour les mathématiques, les sciences ou la lecture, pour l'année considérée et pour le niveau scolaire correspondant. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés quasi-généralisés avec l'application SUR. La valeur des R² est distincte pour chaque équation. Entre parenthèses sont indiquées la valeur des erreurs-types.

^α Chaque équation a une constante spécifique (seule la moyenne est indiquée ici).